

Les différences inter-provinciales dans les cycles de l'emploi manufacturier, 1949-1970

Lewis Soroka

Volume 54, numéro 1, janvier-mars 1978

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800760ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800760ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cette note

Soroka, L. (1978). Les différences inter-provinciales dans les cycles de l'emploi manufacturier, 1949-1970. *L'Actualité économique*, 54(1), 92-103.
<https://doi.org/10.7202/800760ar>

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1978

Cet document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

<https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

*Les différences inter-provinciales dans les cycles de l'emploi manufacturier, 1949-1970 **

Cette étude utilise une adaptation de la méthode « shift-share » pour tester une série d'hypothèses fréquemment retenues dans la littérature pour expliquer les différences dans les cycles interrégionaux mais qui n'ont pas encore été examinées dans un contexte canadien ¹. Bien que les tests ne tendent pas à confirmer les hypothèses comme elles sont habituellement présentées, les résultats suggèrent néanmoins (i) qu'il existe des différences appréciables dans l'amplitude des cycles entre les provinces ; (ii) que c'est le « share » régional qui explique ces différences plutôt que les effets du « mix » industriel ; (iii) que des versions plus élaborées des hypothèses peuvent fournir de meilleures explications des variations interrégionales dans l'amplitude des cycles.

I — Hypothèses

Etant donné que les hypothèses en question se retrouvent aisément dans la littérature nous ne faisons que présenter ici une brève taxonomie ².

a) La façon la plus simple d'envisager les cycles régionaux est de considérer qu'ils ne sont qu'une fonction du « mix » des industries locales, le cycle régional d'ensemble étant fonction de la pondération régionale des fluctuations de l'industrie nationale.

b) Une deuxième version de cette théorie soutient que la stabilité des cycles est fonction du degré de diversification de l'activité économique régionale. D'une part, la diversification peut contribuer à la stabilité en regroupant d'une façon plus équilibrée les industries volatiles et les industries stables et en répartissant de façon plus égalitaire les points

* Cette étude a été réalisée lors d'un congé sabbatique de l'auteur, avec le support financier du Conseil des Arts du Canada. Statistique Canada a fourni les données dont la plupart ne sont pas publiées. Je remercie ces institutions et les nombreuses personnes qui m'ont fait part de leurs précieux commentaires.

Traduit de l'anglais par Alfred Cossette.

1. Quelques études traitant des différences cycliques interrégionales : Borts (1960), Brechling (1967), Engerman (1965) et Harris et Thirlwall (1968).

2. Des revues de ces hypothèses sont fournies par Isard (1960), Engerman (1965) et Richardson (1969).

tournants des cycles industriels individuels. D'autre part, les firmes des régions diversifiées peuvent détenir des avantages comparatifs vis-à-vis les firmes des régions plus spécialisées en raison de coûts de production et de mise en marché inférieurs et, par conséquent, elles sont plus susceptibles de pouvoir conserver leurs marchés dans la phase descendante d'un cycle. Mais, la diversification peut également contribuer à l'instabilité car une région diversifiée est susceptible d'avoir une propension marginale à importer plus faible et donc un multiplicateur régional plus élevé, et elle est moins susceptible d'exporter ses fluctuations cycliques vers d'autres régions. Toutefois, étant donné que les régions diversifiées tendent à avoir des secteurs d'exportation moins développés, l'impact local des fluctuations cycliques nationales peut être réduit à moins que les exportations régionales tendent à être fortement influencées par des biens de variabilité cyclique très prononcée. Ceci ne peut pas être déterminé *a priori*.

c) Une troisième hypothèse basée sur le « mix » industriel est l'argument de l'industrie clé. Elle suggère que le comportement cyclique d'une région est influencé surtout par les plus grandes industries de cette région qui sont censées communiquer leur stabilité (ou instabilité) aux autres industries à travers le multiplicateur local.

d) Les usines les plus anciennes et les moins efficaces d'une industrie sont susceptibles d'effectuer les premières et les plus importantes coupures de production et de personnel durant les phases descendantes des cycles. Dans la mesure où ces « firmes marginales » sont localisées dans des régions pauvres avec des taux de croissance peu élevés, ce phénomène devient un phénomène régional, ainsi, un taux de croissance peu élevé contribuerait à l'instabilité cyclique.

Certains ont également suggéré qu'un taux de croissance élevé peut susciter de l'instabilité de deux façons : premièrement, une région avec un taux de croissance élevé est susceptible de retarder ses projets d'investissement dans la phase descendante d'un cycle ; l'avènement de la phase ascendante amène la réalisation d'un accroissement rapide des investissements. Deuxièmement, les migrations en provenance des régions à taux de croissance moins fort vont accroître la demande de biens et de services publics et privés en période de phase ascendante du cycle. A l'inverse, la demande sera réduite dans la phase descendante d'un cycle dans la mesure où les migrations sont réversibles.

II — *Méthode et données*

L'analyse « shift-share », largement utilisée dans les études de croissance régionale, est adaptée dans ce texte pour examiner les fluctuations cycliques³. L'unité d'analyse est le cycle individuel. Etant donné que

3. Paraskevopoulos (1974) et Martin (1976) présentent des applications canadiennes récentes de cette technique.

nous nous intéressons aux fluctuations cycliques seulement, nous avons extrait les tendances des données de l'emploi annuel de chaque cycle en soustrayant la tendance linéaire du cycle ; cette procédure est appliquée à chaque industrie dans chaque province de même qu'à chaque industrie au Canada. Les changements sont mesurés à partir des moyennes des données de l'emploi industriel libres de tendances sur le cycle, i.e. que ces moyennes remplacent les données de l'année de base utilisées habituellement dans les études « shift-share ». Finalement, le « share » régional et le « mix » industriel sont mesurés pour chaque année du cycle. Lorsque nous soustrayons la composante de « mix » industriel des données de l'emploi provincial nous obtenons une série à « mix constant » dans laquelle les différences entre le cycle d'emploi national et le cycle d'emploi provincial sont le résultat de l'effet de « share » régional seulement. De la même façon l'effet de « mix industriel » est isolé en soustrayant la composante de « share » régional de la série d'emploi libre de tendances — une série « share constant ».

L'amplitude cyclique de ces trois séries, emploi, emploi à « mix » constant, emploi à « share » constant, est mesurée par le coefficient de variation (variance/moyenne) de la série sur le déroulement du cycle.

Ainsi, toute série d'emploi suivant le même schéma cyclique aura la même amplitude.

L'emploi manufacturier sur la période 1949-1970 est divisé en 4 cycles. Les trois premiers sont les mêmes que ceux identifiés par White (1967) ; ils couvrent les périodes 1949-1954, 1954-1958 et 1958-1961. Le 4^e cycle recouvre la période 1961-1970. Les données représentant l'emploi total par groupe industriel majeur sont tirées du Recensement annuel des manufactures ⁴.

III — *Analyse*

Les amplitudes des cycles de l'emploi manufacturier (appendice, tableau A) sont devenues plus semblables dans le temps. La première ligne du tableau 1 présente les coefficients de variation de l'amplitude de l'emploi provincial de chaque cycle. A l'exception du cycle de 1958-61, les coefficients diminuent dans les cycles successifs indiquant que les amplitudes provinciales augmentent de façon assez semblable ; les raisons de ceci sont discutées dans le paragraphe a) ci-après.

Il ne semble pas que les provinces puissent être classées selon la taille de leurs amplitudes cycliques. Le coefficient de concordance de

4. Voir Statistique Canada (annuel). En dépit de certains changements dans la classification des activités économiques (Statistique Canada, 1948, 1960, 1970), il existe des données comparables pour chacun des cycles.

Kendall's (W) n'est que de 0.2292 excluant Terre-Neuve⁵ ; ceci n'est pas significatif à 10%. Toutefois, il n'y a pas absence totale de régularité. Deux provinces, la Nouvelle-Ecosse et l'Ontario, ont eu des amplitudes qui ont excédé l'amplitude nationale dans les quatre cycles ; Terre-Neuve a dépassé l'amplitude nationale dans les trois cycles pour lesquels les données étaient disponibles, alors que l'Alberta était au-dessus de l'amplitude nationale dans trois des quatre cycles. Québec a été la seule province à connaître une amplitude cyclique toujours égale ou inférieure au niveau national. Le manitoba a également été relativement stable avec trois de ses quatre amplitudes sous le niveau national.

Passons maintenant au test des hypothèses.

a) Si les différences entre l'amplitude des cycles provinciaux étaient dus seulement aux effets du « mix » industriel, les amplitudes d'emploi « mix » constant du tableau A de l'appendice seraient identiques dans chaque cycle pour toutes les provinces. Bien sûr, il n'est pas très surprenant qu'elles soient différentes. Il est intéressant de noter toutefois que l'impact du « mix » industriel est relativement peu important et qu'il l'est devenu davantage dans le temps mais qu'il est resté consistant dans ses effets sur les amplitudes :

(i) Le tableau 1 contient les coefficients de variation des amplitudes provinciales de chaque série d'emploi dans chaque cycle. A l'exception du cycle de 1949-54, les coefficients sont moins élevés pour la série « share » constant que pour la série « mix » constant, i.e., que l'extraction de l'effet de « share » régional rend les amplitudes provinciales plus semblables que l'extraction de l'effet de « mix ». De plus, le tableau montre que les coefficients des amplitudes de « share » constant ont été

TABLEAU 1

COEFFICIENTS DE VARIATION
DES AMPLITUDES CYCLIQUES PROVINCIALES

	1949-54 ¹	1954-58	1958-61	1961-70
Emploi	.4197	.3732	.4065	.3234
Emploi « share » constant	.3819	.2529	.3563	.1359
Emploi « mix » constant	.3055	.4064	.5066	.3372

1. Excluant Terre-Neuve.

5. Terre-Neuve est exclue des calculs car ceux-ci nécessitent des données de 1949-54 étant donné que les données sur l'emploi manufacturier pour cette province ne comprennent pas l'industrie des pêcheries avant 1951.

généralement inférieurs dans chaque cycle successif, la seule exception étant le cycle 1958-1961 ; ceci illustre l'importance décroissante du « mix » industriel comme facteur explicatif des différences inter-provinciales. Il semble que les « mix » industriels provinciaux n'aient pas tendance à devenir semblables dans le temps car les indices de la diversification industrielle provinciale, discutée dans la section (b) ci-après, sont restés virtuellement les mêmes. Cependant, les différences inter-industrielles au niveau national dans l'amplitude des cycles ont diminué réduisant l'importance des différences dans la composition industrielle provinciale ⁶.

Ceci explique aussi la tendance des amplitudes cycliques provinciales à devenir plus semblables dans le temps. Si cette similitude croissante était due aux effets décroissants du « share » régional, les coefficients de variation « mix » constant seraient devenus plus petits. Nous pouvons conclure que les différences dans les amplitudes provinciales sont dues aux différences inter-provinciales dans le comportement cyclique des firmes de la même industrie.

(ii) Le classement inter-provincial des amplitudes « share » constant est consistant d'un cycle à l'autre (la valeur de W , excluant Terre-Neuve, est 0.4250, significatif à 10%). Nous pouvons alors classer les provinces selon l'efficacité d'ensemble du « mix » de leurs industries. Le classement des « mix » industriels en commençant par les plus instables est le suivant (excluant Terre-Neuve) : Ontario, Nouvelle-Ecosse, Nouveau-Brunswick, Québec et Colombie-Britannique, Manitoba, Alberta, Saskatchewan, Ile-du-Prince-Edouard.

b) L'hypothèse de diversification est testée en déterminant si les provinces avec les secteurs manufacturiers les plus diversifiés ont des amplitudes moins fortes lorsque les effets du « mix » industriel sont extraits. L'indice de diversification utilisé est le nombre minimum d'industries nécessaire pour représenter 80% de l'emploi manufacturier total. Un indice de 1954 est utilisé pour les deux premiers cycles et un indice de 1961 pour les deux derniers. Toutefois, ces indices sont reliés de très près au pourcentage de l'emploi d'une province se trouvant dans des industries cycliquement volatiles ; le coefficient de corrélation de rang entre ces deux variables est 0.7940 pour 1954 et 0.9031 pour 1961. Nous utilisons alors des coefficients de corrélation de rangs partiels pour examiner la relation entre les amplitudes de l'emploi « mix » constant et les indices de diversification en tenant constant le pourcentage de l'emploi manufacturier d'une province dans les industries volatiles. Tous les coefficients ont les signes négatifs attendus (tableau 2,

6. Les coefficients de variation des amplitudes pour chaque cycle sont 0.8404, 0.6426, 0.6594 et 0.5041.

ligne 1) mais seule la valeur de 1958-61 est suffisamment importante⁷. Ceci suggère donc que la diversification peut contribuer à la stabilité mais pas d'une façon déterminante.

c) La façon la plus directe d'examiner l'argument de l'industrie clé serait de tester la relation entre les amplitudes provinciales et les amplitudes de leurs industries dominantes. Toutefois, il n'existe pas de variation inter-provinciale suffisante dans les industries dominantes. Un test quelque peu différent et plus pratique consiste à voir s'il existe des relations entre les amplitudes provinciales et un « indice de volatilité » défini comme le pourcentage de l'emploi provincial dans les industries volatiles au plan national. Les résultats de ce test apparaissent au tableau 2, ligne 2, qui contient les coefficients de corrélation de rang partiel entre les amplitudes « mix » constant provinciales et l'indice de volatilité ; la variable tenue constante est l'indice de diversification pour les raisons énumérées en (b) ci-haut. Le coefficient est positif pour les trois premiers cycles et négatif et très faible pour le dernier cycle. A nouveau, la valeur la plus forte se retrouve dans le cycle 1958-61. Ceci

TABLEAU 2

COEFFICIENTS DE CORRÉLATION DE RANG

	1949-54 ¹	1954-58	1958-61	1961-70
<i>Amplitude d'emploi « mix » constant et :</i>				
1. Indice de diversification ²	-.4496	-.4864	-.8134	-.0499
2. Indice de volatilité ²	.3979	.3954	.7585	-.1062
<i>Taux de croissance et :</i>				
3. Amplitude d'emploi total	.0167	-.1030	.6606*	.1515
4. Amplitude d'emploi « share » constant	-.1417	.0303	.1757	-.2122
5. Amplitude d'emploi « mix » constant	.0666	-.1637	.5151**	-.0182

1. Excluant Terre-Neuve.

2. Coefficients de corrélation de rang partiel pour lesquels il n'existe pas de test de significativité disponible.

* Significatif à 5%.

** Significatif à 10%.

7. Malheureusement, il n'existe pas de test de significativité pour les coefficients de corrélation de rang partiel.

suggère que, au moins dans les trois premiers cycles, il existait des tendances à une forte concentration de l'emploi volatile rendant l'emploi manufacturier d'ensemble plus instable même après que les effets du « mix » industriel aient été neutralisés.

d) Il n'existe pas de relation générale entre la croissance et la stabilité ; les coefficients de corrélation de rang entre les taux de croissance de l'emploi manufacturier provincial sur chaque cycle et les amplitudes cycliques correspondantes (tableau 2, ligne 3) sont généralement assez faibles bien que le signe soit positif dans 3 ou 4 cycles et significatif dans le cycle 1958-61. Toutefois, nous pouvons également examiner plus en détails la relation entre la croissance, le « mix » industriel et le « share » régional. Les industries à croissance rapide tendent à être cycliquement plus instables que les industries à croissance plus lente⁸ ; par conséquent, on peut s'attendre à ce qu'une région à croissance rapide sur un cycle contienne un « mix » d'industries relativement instable sur ce cycle. Or, il s'avère que ce n'est pas le cas. Tel que le montre la ligne 4 du tableau 2, les coefficients de corrélation de rang entre les taux de croissance régionale et les amplitudes « share » constant ne sont si significatifs ni consistants quant aux signes pour les 4 cycles. Les hypothèses de taux de croissance discutées dans la section II opéreraient à travers l'effet de « share » régional. Toutefois, il n'existe pas de relation entre les rangs des taux de croissance (tableau 2, ligne 5). Le coefficient de corrélation de rang est significatif dans seulement un cycle — 1958-61 — et il est positif ; deux des coefficients restants sont négatifs et un positif.

Il peut donc s'avérer qu'aucune hypothèse de taux de croissance n'est valide ; il est possible aussi qu'étant donné que les arguments ne sont pas contradictoires, que le taux de croissance produise des effets sur la stabilité cyclique qui tendent à s'annuler mutuellement. D'autres explications sont également plausibles. Premièrement, l'hypothèse de la firme marginale concerne surtout la compétitivité des firmes individuelles. Ne pas trouver de relations entre la croissance et les effets agrégés de « share » régional et provincial n'indique pas nécessairement que les hypothèses ne sont pas fondées au niveau microéconomique, mais il se peut que ce ne soit que le reflet d'un certain degré de volatilité dans les « share » régionaux d'un petit nombre de grands employeurs. Deuxièmement, l'effet de « share » régional peut ne pas tenir compte correctement de la compétitivité interprovinciale de ces firmes dans une industrie qui dessert différents marchés, domestiques ou internationaux ; il est possible qu'il ne reflète que les cycles de variations de la demande de ces différents mar-

8. Par exemple, dans le cycle 1961-70, le coefficients de corrélation de rang entre les accroissements de l'emploi et les amplitudes cycliques est égal à 0.5331 pour les 20 groupes industriels majeurs ; cette valeur est significative à 5%.

chés. Toutefois, cette possibilité doit être analysée avec prudence car les firmes peuvent desservir différents marchés pour des raisons elles-mêmes reliées à la compétitivité. Par exemple, un producteur marginal peut être incapable de desservir autre chose que les petits marchés volatiles de peu d'intérêt pour les firmes compétitives dans les marchés plus grands et plus stables. La structure compétitive d'une industrie peut aussi exclure la participation des firmes dans les grands marchés de certaines régions.

Finalement, certaines données suggèrent que l'effet du taux de croissance sur la stabilité cyclique peut être plus marqué lorsque le degré de diversification provinciale est également pris en ligne de compte. Il y a 4 taux de croissance et 4 amplitudes correspondantes de « mix » constant pour chaque province à l'exception de Terre-Neuve. Le tableau 3 présente les coefficients de corrélation de rang entre ces deux variables. Le coefficient de corrélation de rang entre les coefficients du tableau 3 et les indices de diversification provinciale de 1954 est de 0.7575, ce qui suggère qu'un taux de croissance plus élevé suscite de l'instabilité cyclique dans les provinces industriellement diversifiées et de la stabilité cyclique dans les provinces plus spécialisées. Ceci peut se produire pour diverses raisons. Il est probable qu'une croissance rapide suscite un accroissement plus important dans l'emploi local dans une région diversifiée car la région diversifiée est susceptible d'avoir un multiplicateur local plus élevé. De plus, les exportations à destination des régions spécialisées sont susceptibles de s'accroître rapidement durant les périodes de forte croissance surtout parce que les provinces diversifiées tendent à avoir un emploi relativement important dans les industries de biens durables. La demande pour ces biens, qu'elle provienne des provinces diversifiées ou spécialisées, doit être satisfaite avec des accroissements de production dans les provinces diversifiées.

L'étude de Vanderkamp suggère aussi que les migrations internes influencent la relation entre la croissance et la stabilité tel que nous le

TABLEAU 3

COEFFICIENTS DE CORRÉLATION DE RANG ENTRE LES TAUX DE
CROISSANCE ET LES AMPLITUDES D'EMPLOI « MIX » CONSTANT,
PAR PROVINCE

Terre-Neuve	-.50	Ontario	.80
Ile-du-Prince-Edouard	.20	Manitoba	1.00
Nouvelle-Ecosse	.80	Saskatchewan	.40
Nouveau-Brunswick	-.80	Alberta	1.00
Québec	1.00	Colombie-Britannique	.20

mentionnons dans la section II d) ci-haut⁹. L'auteur a trouvé que les migrations internes s'accroissent lorsque le taux de chômage national est faible et que près de la moitié des migrants retournaient dans leur province d'origine lorsque le chômage s'accroissait. A partir de ceci on peut conclure que les migrations internes accroissent les fluctuations cycliques en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique, les trois provinces qui, selon Vanderkamp, reçoivent des migrants en période de chômage national élevé. Tel que l'indique le tableau 3, l'Ontario et l'Alberta figurent parmi les provinces où le taux de croissance a l'influence positive la plus marquée sur les amplitudes cycliques ; il n'est pas déraisonnable de supposer que les migrations sont un facteur important à cet égard. Toutefois, le coefficient croissance-amplitude de la Colombie-Britannique est plutôt bas ; le faible degré de diversification industrielle de la province semble compenser les effets probables de la migration.

Nous pouvons conclure que l'impossibilité de trouver une relation claire entre la croissance et la stabilité peut être attribuable à l'hypothèse de la section I ci-haut à l'effet que le taux de croissance influence toutes les provinces de la même façon ; l'analyse présente suggère que ce n'est pas le cas et que la diversification peut radicalement modifier la relation.

IV — *Commentaires*

Bien que la plupart des tests des hypothèses individuelles ne produisent pas de coefficient significatif, un aspect des résultats suggère néanmoins que la diversification, les industries clés et les taux de croissance peuvent être parfois importants. Dans les trois cas, les coefficients sont élevés et significatifs (lorsque des tests sont disponibles) pour le cycle 1958-61. Ce cycle est unique de plusieurs points de vue. Il suit un autre cycle pour lequel le taux de croissance annuel moyen dans la fabrication est faible (0.80%) alors que le taux correspondant durant le cycle lui-même est négatif (-0.28%). De plus, le chômage durant le cycle a été plus élevé qu'en d'autre temps sur la période 1947-70. Envisagées de cette façon il semble que les variables précédentes peuvent produire des différences interprovinciales significatives dans des périodes de « stress » économique substantiel sinon, en d'autres circonstances « normales ». Une analyse en cours portant sur la période actuelle devrait fournir des preuves additionnelles.

L'importance de l'effet de « share » régional suggère que les provinces cycliquement instables ne bénéficieront pas, en règle générale, de politiques nationales cherchant à stabiliser l'emploi dans un ensemble approprié d'industries car nos résultats montrent que ces provinces ont des difficultés à retenir une part importante des emplois stabilisateurs au niveau national.

9. Voir Vanderkamp (1968).

Plus spécifiquement, nous avons classé la Nouvelle-Ecosse, l'Ontario, Terre-Neuve et l'Alberta comme étant relativement instables. La Nouvelle-Ecosse a connu un effet de « share » régional déstabilisateur dans tous ses 4 cycles, l'Alberta dans ses 3 cycles instables, l'Ontario dans 2 de ses 4 cycles instables, et Terre-Neuve dans 2 de ses 3 cycles instables. Ce n'est qu'en Ontario qu'un « mix » industriel défavorable a contribué à l'instabilité dans tous les cycles. Une politique régionale de stabilisation pour être efficace devrait donc discriminer en faveur des provinces dont les « share » régionaux sont cycliquement déstabilisateurs.

Bien que très faible, l'effet du « mix » industriel ne devrait pas pour autant être négligé, et spécialement dans le contexte du développement économique régional. Si les efforts de développement se traduisent par l'implantation de firmes marginalement compétitives produisant pour des marchés de biens durables volatiles sans agglomération subséquente d'activités permettant d'amorcer une certaine diversification, une province pourra se retrouver avec un « mix » industriel cycliquement très instable (comme en Ontario) avec une instabilité accrue suscitée par l'effet des industries clés et un taux de croissance toujours trop faible. En somme, il y a un coût à une politique de développement avortée¹⁰.

L'importance de l'effet de « share » régional comporte des implications pour d'autres types d'analyses. Si nous posons l'hypothèse que les provinces maintiennent leur part de la demande nationale sur un cycle, une hypothèse susceptible de s'appliquer plutôt aux biens de consommation courante qu'aux biens durables, des effets de « share » régional importants impliquent des changements dans les schémas de commerce interrégional sur le cycle. Il est par conséquent irréaliste de supposer, comme le font beaucoup d'études et de techniques, que les propensions marginale et moyenne à importer sont les mêmes.

Des considérations du même ordre s'appliqueraient aux modèles « input-output » régionaux car les problèmes des coefficients commerciaux fluctuants à court terme s'ajouteraient à ceux des changements dans les coefficients techniques à long terme. Plus généralement, les effets importants de « share » régional suggèrent que le secteur importation-exportation joue un rôle majeur dans la transmission des cycles aux économies régionales et que la clé d'une meilleure compréhension des cycles provinciaux réside dans les exportations des provinces à la fois interrégionales et internationales.

Lewis SOROKA,
Brock University.

10. Il y a des exemples de ces problèmes dans le rapport MEER (1973). Le rapport sur le Nouveau-Brunswick suggère que les investissements doivent être encouragés dans l'acier, les transports, les industries des produits électriques (p. 34) ; le rapport sur Terre-Neuve identifie des opportunités dans l'industrie des produits électriques (p. 32). Ces industries sont parmi les plus volatiles cycliquement.

APPENDICE

TABLEAU A

AMPLITUDES CYCLIQUES ¹ DE L'EMPLOI MANUFACTURIER

	Canada	T.N.	I.P.E.	N.-E.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alta.	C.-B.
	CYCLE 1949-1954										
1. Emploi	.0293		.0141	.0569*	.0357*	.0293	.0314*	.0267	.0161	.0337*	.0248
2. Emploi « share » constant			.0109	.0320*	.0244	.0254	.0340*	.0345*	.0110	.0184	.0220
3. Emploi « mix » constant			.0281	.0527*	.0405*	.0336*	.0270	.0192	.0307*	.0427*	.0265
	CYCLE 1954-1958										
1. Emploi	.0287	.0426*	.0174	.0333*	.0228	.0239	.0318*	.0194	.0142	.0322*	.0457*
2. Emploi « share » constant		.0246	.0125	.0295*	.0224	.0259	.0327*	.0256	.0160	.0211	.0255
3. Emploi « mix » constant		.0513*	.0333*	.0322*	.0269	.0268	.0279	.0213	.0082	.0391*	.0476*
	CYCLE 1958-1961										
1. Emploi	.0065	.0184*	.0217*	.0137*	.0211*	.0057	.0099*	.0123*	.0100*	.0146*	.0077*
2. Emploi « share » constant		.0057	.0063	.0061	.0094*	.0052	.0069*	.0029	.0083*	.0069*	.0120*
3. Emploi « mix » constant		.0190*	.0240*	.0114*	.0149*	.0074*	.0096*	.0159*	.0069*	.0149*	.0023
	CYCLE 1961-1970										
1. Emploi	.0333	.0374*	.0528*	.0416*	.0205	.0260	.0457*	.0274	.0406*	.0201	.0300
2. Emploi « share » constant		.0267	.0271	.0329	.0303	.0317	.0383*	.0295	.0234	.0282	.0290
3. Emploi « mix » constant		.0323	.0567*	.0422*	.0171	.0278	.0409*	.0311	.0500*	.0241	.0335*

* Indique une amplitude cyclique provinciale plus forte que l'amplitude nationale.

1. Les amplitudes cycliques sont mesurées par les coefficients de variation.

RÉFÉRENCES

- BORTS, GEORGE H., « Regional Cycles of Manufacturing Employment in the United States, 1914-1953 », *Journal of the American Statistical Association* 55 (mars 1960), 151-211.
- BRECHLING, FRANK, « Trends and Cycles in British Regional Unemployment », *Oxford Economic Papers*, New series 19 (mars 1967), 1-21.
- CANADA DEPARTMENT OF REGIONAL ECONOMIC EXPANSION, *Economic Circumstances and Opportunities*, a series of staff papers (Ottawa, 1973).
- ENGERMAN, S., « Regional Aspects of Stabilization Policy », in Musgrave, R.A. (ed.), *Essays in Fiscal Federalism* (Washington, 1965), 7-62.
- HARRIS, C.P. et THIRLWALL, A.P., « Interregional Variations in Cyclical Sensitivity of Unemployment in the U.K., 1949-1964 », *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, 30 (février 1968), 55-66.
- ISARD, WALTER, *Methods of Regional Analysis* (Cambridge, Mass., 1960).
- MARTIN, FERNAND, *Regional Aspects of the Evolution of Canadian Employment*, Economic Council of Canada (Ottawa, 1976).
- PARASKEVOPOULOS, CHRISTOS C., « Regional Growth Patterns in Canadian Manufacturing Industry : An application of Shift and Share Analysis », *Canadian Journal of Economics*, 7 (février 1974), 121-125.
- RICHARDSON, HARRY W., *Regional Economics* (New York, 1969).
- STATISTICS CANADA, *General Review of the Manufacturing Industries of Canada*, Volume I : *Industries by Province*, Cat. No. 31-203 (Ottawa, annuel).
- VANDERKAMP, JOHN, « Interregional Mobility in Canada : A Study of the Time Pattern of Migration », *Canadian Journal of Economics*, 1 (août 1968), 595-608.
- WHITE, DEREK A., *Business Cycles in Canada*, Staff Study No. 17, Economic Council of Canada (Ottawa, 1967).